

# 制度变迁与技术进步对中国经济增长的影响

李志强 陈泽坤

**内容提要:** 本文基于向量误差修正模型,实证分析1986—2013年中国制度变迁、技术进步与经济增长的动态关系以及两者对经济增长的影响。研究发现:制度变迁、技术进步与经济增长之间存在长期稳定的均衡关系,二者都与经济增长正相关;在长期,制度变迁对经济增长具有明显的促进作用,并且这种促进作用仍能进一步增强;脉冲响应分析发现技术冲击对经济增长的影响比制度冲击的影响衰退更快。

**关键词:** 制度变迁 技术进步 经济增长 向量误差修正模型

中图分类号: F123

文献标识码: A

文章编号: 1000-7636(2015)12-0011-08

DOI:10.13502/j.cnki.issn1000-7636.2015.12.002

中国经济增长前沿课题组(2012)曾预测,2016年后,如果中国劳动生产率得不到持续性提高,随着城市化水平的提高、结构服务化进程的加快以及人口红利的不断减少,中国经济减速将难以避免<sup>[1]</sup>。显然,中国经济减速已经提前到来。以往经济增长动力要素投入正在逐渐衰退,而新的增长动力还没有形成。如何保持中国经济持续增长,重构经济增长新动力已成为当前学术界和政府部门共同关心的重要议题。2013年中国政府在上海自贸区试点负面清单管理模式,努力为经济增长探寻新的制度红利。2014年中国经济发展迈入新常态,致力推动经济增长从要素驱动向创新驱动转变。创新驱动涵盖的内容很多,其中主要包括技术创新和制度创新。通过适度的制度创新或技术创新是否可以推动中国经济持续增长?制度变迁与技术进步会对中国经济增长产生怎样的影响?这些都是本文要研究的问题。在归纳以前学者关于制度与技术对经济增长影响观点的基础上,本文研究了制度变迁、技术进步和经济增长的动态关系以及两者对经济增长的影响,具有很强的现实意义。

## 一、文献综述

目前学术界关于制度与技术对经济增长影响的观点主要有以下三种:以诺斯(North)为代表的新制度学派,认为经济增长的根本原因是制度;以罗默(Romer)为代表的内生增长理论学者,主张技术(人力资本)是经济增长的源泉;以纳尔逊(Nelson)为代表的众多学者,支持制度与技术协同演化共同决定经济增长。

### (一) 制度决定经济增长

20世纪70年代以来,以诺斯(North)为代表的新制度经济学派认为制度是经济增长的关键,只有当制度能够为资本和技术等要素提供有效的激励与保障时,持续性的资本积累和技术进步才会发生。罗德里克(Rodrik, 2002)在考察了地理因素、市场一体化以及制度与经济增长的关系后,发现一旦控制了制度变量,地理因素和市场

收稿日期: 2015-06-03

作者简介: 李志强 山西大学经济与管理学院教授,博士生导师,太原市 030006;

陈泽坤 山西大学经济与管理学院硕士研究生。

一体化因素对收入的影响都变得微不足道。因此,制度胜过一切<sup>[2]</sup>。阿西莫格鲁(Acemoglu,2002)利用欧洲殖民地的历史数据,以疾病率作为工具变量,使用计量方法证明了经济制度和经济增长之间存在因果关系<sup>[3]</sup>。阿西莫格鲁(2014)发现制度对经济增长的影响是稳定的,但当限制制度变量的影响时,人力资本对长期经济增长的影响是有限的<sup>[4]</sup>。这表明制度是长期经济增长的根本原因,通过物质资本、人力资本和全要素生产率发挥作用。

李富强、董直庆和王林辉(2008)分类检验了资本、制度、技术等因素对经济增长的作用,发现制度通过两种方式对经济增长发挥作用:直接促进经济增长,或通过影响要素投入和资源配置效率间接推动经济增长<sup>[5]</sup>。他们认为现阶段中国经济增长最主要的动力因素是产权制度。林毅和何代欣(2012)发现在中国技术进步对经济增长的促进作用已包含在经济制度变迁对经济增长的影响中,并且正是因为制度变迁的实现才导致了技术进步的产生<sup>[6]</sup>。孙宁华和曾磊(2013)将制度因素加入到实际商业周期模型中,基于动态随机一般均衡理论对中国制度变迁进行了数量化测度,发现引起中国经济增长和波动的根本原因是间歇式出现的制度创新<sup>[7]</sup>。

制度决定论者用严格的计量经济学方法分析制度对经济增长的贡献,促进了经济理论的发展。但关于经济增长与制度之间关系的研究目前学术界还没有形成统一的框架,同时制度决定论者过多重视制度的作用而把技术看成是经济增长的结果,忽略了技术进步对经济增长的影响。

## (二) 技术(人力资本)决定经济增长

以罗默(Romer)和卢卡斯(Lucas)为代表的经济学家将技术纳入到经济增长理论中,逐步形成了内生增长理论。内生增长理论认为实现经济持续增长的决定性因素是内生化的技术进步。罗默(1986)在其开创性论文《收益递增和长期增长》中提出了以知识生产和知识溢出为基础的内生化技术进步经济增长模型<sup>[8]</sup>。卢卡斯(1988)则高度重视人力资本的作用,提出了以人力资本为核心的内生增长模型<sup>[9]</sup>。罗默和卢卡斯从两个不同的角度得出了经济增长率最终由企业垄断程度(新技术的专用性)和R&D技术发展决定这个结论。范登布舍(Vandenbussche,2006)从人力资本角度论证了技术对经济增长的重要影响,他使用内生增长模型对19个经济合作与发展组织(OECD)国家数据进行分析,发现有技能的人力资本具有更高的经济增长效应,因为它离科学技术前沿更近<sup>[10]</sup>。

刘伟和张辉(2008)认为随着工业化水平的提高,未来中国经济增长将更多依靠全要素生产率的提高,1998年后技术进步能够解释大部分全要素生产率的提高,间接地证明了技术进步是中国经济增长的主要推动力<sup>[11]</sup>。韩莹(2008)运用索洛余值法测算了1978—2006年中国技术进步对经济增长的贡献率,发现目前经济增长主要依靠资本的大量投入,但技术进步仍对经济增长做出了重大贡献,是第二大推动因素<sup>[12]</sup>。毛伟和蒋岳祥(2013)将索洛模型扩展到包含传统产业与新兴产业两部门模型,发现在长期经济增长是熊彼特式“创新”增长,需要依靠新兴产业的不断创新才能实现<sup>[13]</sup>。段军山、魏友兰和马宇(2013)使用中国各省市数据作面板VAR分析,发现在长期内技术进步对经济增长具有显著影响,技术进步和经济增长相互促进<sup>[14]</sup>。夏杰长和徐斌(2014)的研究表明,中国人力资本与经济增长二者关系呈现出阶段性变化的非线性特征<sup>[15]</sup>。

技术决定论者从理论上证明了内生化的技术进步是经济增长的决定因素,但没有考虑制度或把制度作为外生因素给定,无法说明制度对经济增长和技术的影响。

## (三) 制度与技术共同决定经济增长

纳尔逊(Nelson,1994)<sup>[16]</sup>首先在理论上对技术创新和制度变化之间的关系进行了探讨。他在2002年的研究中在技术创新理论框架中加入制度分析,特别强调经济增长过程中技术与制度协同演化的驱动作用<sup>[17]</sup>。王忠民和高树枝(1997)阐述了制度与技术共同决定经济增长<sup>[18]</sup>。他们从成本收益角度说明了无论制度变迁还是技术进步都是因为比较净收益大小产生的,制度变迁可以降低交易费用,而技术进步可以减少转换成本。故两者共同

作用促进经济增长。李志强、姚逊和温建芳( 2010) 认为制度创新与技术创新的非线性联结作用所引起的竞争与协同行为是推进低碳经济发展的根本动力<sup>[19]</sup>。基于 Logistic 模型,他们论证了在独立、竞争和协同模式下制度创新与技术创新动态推进经济发展的过程。范忠宏( 2011) 对中国不同发展阶段的制度变迁与技术创新情况进行分析,认为技术与制度相互促进同时推动中国经济增长<sup>[20]</sup>。制度为技术创新提供创新激励、创新空间,技术创新则会推进制度的适应性改变并为制度提供技术支持。技术与制度共同决定论为探寻技术、制度与经济增长之间的关系提供了崭新的视角,同时相比技术或制度单因素决定论具有更强的现实解释力。

本文将在已有研究的基础上,通过建立制度变迁、技术进步与经济增长多因素向量误差修正模型,实证分析制度变迁、技术进步与经济增长的动态关系以及两者对经济增长的影响。同时本文所涉及的制度仅仅为经济制度,并不考虑政治制度。

## 二、模型、指标与数据

### (一) 模型设计

本文在经典的柯布-道格拉斯函数中加入制度因素,同时假设全要素生产率的变化完全由技术进步引起,则扩展的 C-D 函数为:

$$Y = A^\alpha I^\beta K^\gamma L^\lambda$$

其中,  $Y$  为总产出,  $A$  为技术进步,  $I$  为制度变迁,  $K$  为全社会资本存量,  $L$  为劳动人数。  $\alpha$  为技术影响因子,  $\beta$  为制度影响因子,  $\gamma$  为资本影响因子,  $\lambda$  为劳动力影响因子。同时假设生产函数规模报酬不变,即  $\gamma + \lambda = 1$ 。

假设劳动市场出清,则人均产出函数为:

$$y = A^\alpha I^\beta k^\gamma$$

$y$  为人均产出,  $k$  为人均资本存量。

考虑到大多数经济数据为非平稳时间序列数据,如果对这些数据直接做回归分析,可能会出现伪回归。虽然经过差分处理后可以变为平稳时间序列,但差分项仅仅能反映变量间的短期关系,不能体现长期关系。向量误差修正模型综合考虑了各时间序列变量间可能存在的长期关系和短期关系,同时可以避免对非平稳时间序列做回归时产生伪回归的可能,是探寻变量间关系及影响的理想模型。根据上述理论模型,建立包括制度变迁、技术进步、人均资本与经济增长在内的多变量向量误差修正模型。本文只选取了人均产出作为被解释变量,技术、制度与人均资本存量作为解释变量的方程。该方程如下:

$$\Delta \ln y_t = a_0 ECM_{t-1} + b_i \sum_{i=1}^n \Delta \ln y_{t-i} + c_i \sum_{i=1}^n \Delta \ln A_{t-i} + d_i \sum_{i=1}^n \Delta \ln I_{t-i} + e_i \sum_{i=1}^n \Delta \ln k_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$ECM_{t-1} = \ln y_{t-1} + a_1 \ln A_{t-1} + a_2 \ln I_{t-1} + a_3 \ln k_{t-1} + C$$

其中  $ECM_{t-1}$  为误差修正项,  $y_t$  为  $t$  期的人均产出水平,  $y_{t-i}$ 、 $A_{t-i}$ 、 $I_{t-i}$ 、 $k_{t-i}$  分别为第  $t-i$  期的人均产出水平、技术进步水平、制度变迁水平和人均资本存量,  $\varepsilon_t$  为残差项,  $t = 1, 2, 3, \dots, n$ 。

### (二) 指标选取

#### 1. 经济增长指标 $y$ 和人均资本存量指标 $k$

经济增长用人均产出表示,需要注意的是本文的人均产出是由国内生产总值 GDP 与劳动人数相比获得,而不是与全国常住人口相比。其中 GDP 选取 1978 年价格为基期价格,利用 GDP 平减指数处理为实际值。劳动力为全年劳动人数。资本存量(以 1978 年为基期)通过全社会固定资产投资计算得到,2009 年以前数据来自于古明明和张勇(2012)的估计,2009 年以后数据通过永续盘存法补齐,其中每年资本折旧率设为 5%。原始数据主要来源于《新中国 60 年统计资料汇编》、《中国统计年鉴》(2009—2014 年)、《中国科技统计年鉴》(1991—2013 年)

和历年中国统计公报。中国开展专利统计工作是从1986年开始,考虑到数据的完整性与可获得性,确定样本区间为1986年到2013年。

### 2. 技术指标 $A$

针对技术指标,不同学者选择的代理变量也不同,主要从两个角度出发:一方面是从技术投入角度反映技术进步;另一方面是从技术产出角度表示。本文认为现实中技术投入并不能完全转化为技术进步,使用科技经费或R&D支出等技术投入指标表示技术进步会夸大实际技术进步水平,而用国内授权专利数等技术产出指标体现技术进步更合适。故选择国内授权专利数和SCI收录中国科研人员发表论文数两个技术产出指标。同时新的技术成果只有真正推广到生产流通领域中,才能有效提高生产效率,促进经济增长。本文选择单位国内生产总值能耗体现技术成果转化水平。最终由国内授权专利数、SCI收录中国科研人员发表论文数和单位国内生产总值能耗三个子指标合成技术指标。

### 3. 制度指标 $I$

本文仅研究经济制度对经济增长的影响,并不涉及政治制度,故仅选择了相关经济制度指标。本文借鉴勒涛(2007)<sup>[21]</sup>的做法,从产权多元化程度、市场化程度、对外开放程度和政府干预程度四个方面衡量中国制度变迁:(1) 产权多元化程度,用非国有化率表示,即非国有经济工业总产值占全部工业总产值比重,反映了经济中非国有经济的多元化水平;(2) 市场化程度,用投资市场化指数表示,即全社会固定资产投资中非国有资产投资(外资投资、自筹投资和其他投资)占全社会固定资产投资比重;(3) 对外开放程度,用对外开放指数表示,即进出口贸易总额占GDP的比重,反映了中国经济与外部经济的交互程度;(4) 政府干预程度,用政府财政支出占GDP的比重衡量,指标数值越大,说明政府对经济的干预程度越强。

### (三) 数据处理

因为不同数据具有不同的单位,数据之间不具有可比性和可加性,故需要对数据进行无量纲化处理。虽然制度子指标数据都是相对数,但基于一致性原则,对制度与技术子指标数据都进行无量纲化处理。本文采用极差正规化法对数据进行处理。数据处理后,对制度与技术指标进行合成。目前指标合成的方法主要分为主观赋值法和客观赋值法两种,客观赋值法包括熵值法、主成分分析法等方法。为了减少主观因素的影响,选择熵值法对制度与技术指标进行处理。熵值法的基本原理是通过计算指标的信息熵来反映指标的变异程度,并根据指标变异程度大小确定指标权重。指标的信息熵值越小,说明指标的变异程度越大,其在综合评价中影响也越高,被赋予的权重也就越大。

制度指标和技术指标合成后,为了避免可能存在的异方差性,同时减少数据的剧烈波动,对各变量进行对数化处理,即  $\ln y$ 、 $\ln A$ 、 $\ln I$  和  $\ln k$ 。各变量变化趋势如图1所示。

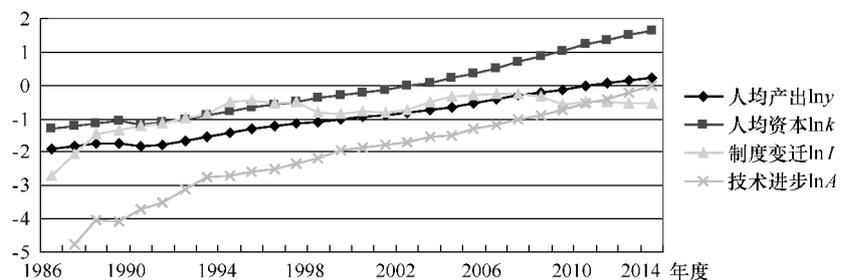


图1 各变量变化趋势(1986—2013年)

## 三、基于向量误差修正模型的实证检验

### (一) 单位根检验

本文采用 ADF 检验作为序列单位根检验的方法。使用软件 Eviews6.0 对各变量做 ADF 检验,发现在5%的

显著水平下各变量均接受存在单位根的原假设,即它们都是非平稳序列。对各变量一阶差分后再进行 ADF 检验,所有变量均在 5% 的显著水平下拒绝原假设,不存在单位根,故在 5% 的显著水平下各变量都是平稳序列。因此各变量都是一阶单整序列。限于篇幅,具体的 ADF 检验结果略。

### (二) Johansen 协整检验

Johansen 协整检验是检验多变量间是否存在协整关系的主要方法。由于研究样本容量的限制,确定 VAR 模型的最大滞后期数为 3 期。因为无约束 VAR 模型的最佳滞后期要比 Johansen 协整检验的滞后期要多 1 期,所以 Johansen 协整检验的最佳滞后期确定为 2 期。其次在 Johansen 协整检验中最重要的是确定检验形式,即确定是否包含截距项和趋势形式。软件 Eviews6.0 提供了 5 种形式,本文选择第 3 种,即序列有线性趋势,而协整方程有截距项。限于篇幅,具体的 Johansen 协整检验结果略。 $\lambda$ -trace 统计值(特征值迹检验)和  $\lambda$ -max 统计值(最大特征值检验)表明各变量之间在 1% 的显著水平下存在长期协整关系。

### (三) VEC 模型

因为各变量都为 1 阶单整序列,且存在长期协整关系,可以建立多变量向量误差修正模型。VEC 模型是有协整约束的 VAR 模型,故其滞后期和 Johansen 协整检验最佳滞后期一致,确定为 2 期。VEC 模型如下:

$$\begin{aligned} \Delta \ln y_t = & -0.6369 ECM_{t-1} + 0.0551 \Delta \ln y_{t-1} - 1.5452 \Delta \ln y_{t-2} + 0.1361 \Delta \ln A_{t-1} + 0.0223 \Delta \ln A_{t-2} \\ & (0.1042) \quad (0.2872) \quad (0.3097) \quad (0.0429) \quad (0.0441) \\ & [-6.1072]^* \quad [0.1916] \quad [-4.9885]^* \quad [3.1681]^* \quad [0.5055] \\ & + 0.0168 \Delta \ln I_{t-1} + 0.0832 \Delta \ln I_{t-2} + 0.2136 \Delta \ln k_{t-1} + 1.3604 \Delta \ln k_{t-2} - 0.0029 \\ & (0.0299) \quad (0.0305) \quad (0.2939) \quad (0.3558) \quad (0.0195) \\ & [0.5623] \quad [2.7204]^* \quad [0.7265] \quad [3.8231]^* \quad [-0.1502] \\ & ECM_{t-1} = \ln y_{t-1} - 0.3944 \ln A_{t-1} - 0.1168 \ln I_{t-1} - 0.1843 \ln k_{t-1} + 0.0399 \\ & (0.0361) \quad (0.0381) \quad (0.0485) \\ & [-10.9051]^* \quad [-3.0661]^* \quad [-3.7968]^* \\ & R^2 = 0.9147 \quad \bar{R}^2 = 0.8599 \quad F = 16.6915 \quad AIC = -4.9439 \quad SC = -4.4531 \end{aligned}$$

其中,圆括号中是标准差,方括号中是  $t$  值,\* 代表 1% 显著水平。从整体上看,模型  $R^2$  较大,AIC 值和 SC 值都较小,模型拟合程度高。 $F$  值大于 1% 显著水平下的临界值,模型整体显著。误差修正系数为负(-0.6369),反向修正机制成立。但部分解释变量的  $t$  值小于 10% 显著水平下的临界值,部分解释变量不显著,因此需要对模型进行进一步修正。逐步剔除不显著的解释变量,修正后的 VEC 模型如下:

$$\begin{aligned} \Delta \ln y_t = & -0.5821 ECM_{t-1} - 1.2975 \Delta \ln y_{t-2} + 0.1482 \Delta \ln A_{t-1} + 0.0914 \Delta \ln I_{t-2} + 0.2666 \Delta \ln k_{t-1} + 1.0466 \Delta \ln k_{t-2} + 0.0232 \\ & (0.0618) \quad (0.2939) \quad (0.0277) \quad (0.0334) \quad (0.1056) \quad (0.3302) \\ & [-9.4167]^* \quad [-4.4138]^* \quad [5.3488]^* \quad [2.7337]^* \quad [2.5246]^* \quad [3.1688]^* \\ & ECM_{t-1} = \ln y_{t-1} - 0.3944 \ln A_{t-1} - 0.1168 \ln I_{t-1} - 0.1843 \ln k_{t-1} + 0.0399 \\ & (0.0361) \quad (0.0381) \quad (0.0485) \\ & [-10.9051]^* \quad [-3.0661]^* \quad [-3.7968]^* \\ & R^2 = 0.9156 \quad \bar{R}^2 = 0.8734 \quad F = 18.414 \quad AIC = -5.0441 \quad SC = -4.6053 \end{aligned}$$

修正后的 VEC 模型  $R^2$ ,  $\bar{R}^2$  都变大,模型拟合程度提高。AIC 值和 SC 值也比修正前更小。同时,修正后的 VEC 模型各解释变量都通过 1% 的显著水平,各解释变量显著。对 VEC 模型做稳定性检验,发现 VEC 模型有三个根落在单位圆上,其余根均落在圆内,模型满足稳定性要求,故 VEC 模型稳定。对模型残差序列做 LM 自相关检验,检验结果为:LM(1) = 1.0974 ( $P = 0.4195$ ),LM(2) = 2.1217 ( $P = 0.5374$ ),LM(3) = 4.2282 ( $P =$

0.475 8) 均小于临界值  $\chi_{0.05}^2(3) = 7.815$  因此 VEC 模型在 5% 的显著水平下不存在自相关。VEC 模型残差序列满足正态性且不存在异方差。修正后的 VEC 模型整体效果良好,计量结果准确,可以较好地解释各变量对中国经济增长的影响。

VEC 模型的误差修正项  $ECM_{t-1}$  可以反映各变量间的长期协整关系。 $ECM_{t-1}$  前的调整系数为负,当短期经济增长偏离长期均衡水平时, $ECM_{t-1}$  会将其调整回长期均衡水平,调整幅度为 0.582 1%。在长期制度变迁、技术进步、人均资本都与经济增长正相关。长期内技术进步对经济增长的影响最大,技术进步每增加 1% 经济增长提高 0.394 3%。这说明在长期技术进步是中国经济增长的最主要推动力。制度变迁对经济增长的影响相对较小,制度变迁每增加 1% 经济增长提高 0.116 7%,这表明一方面制度变迁显著推动了经济增长,但另一方面,相对技术而言制度变迁对经济增长的促进作用仍然较小,制度作用可能并没有完全发挥出来。另外,资本等要素投入也是推动中国经济长期增长的重要力量。人均资本每增加 1% 经济增长提高 0.184 3%。

VEC 模型的滞后差分项可以反映出各变量间的短期关系。从式(1)可以看出,在短期制度变迁、技术进步和人均资本都会对经济增长产生影响。但  $\Delta \ln A_{t-1}$  的  $t$  值显著, $\Delta \ln A_{t-2}$  的  $t$  值不显著,说明当期技术进步对经济增长作用明显,随着时间的推移,作用不显著。而制度、资本与技术正好相反, $\Delta \ln I_{t-1}$  和  $\Delta \ln k_{t-1}$  的  $t$  值不显著,这可能是由于制度变迁与资本积累对经济增长的影响要考虑他们发挥作用的时滞。从修正后的式(2)看,在短期制度变迁和技术进步对经济增长的影响都要比在长期时的影响小。技术进步每增加 1% 时,经济增长只增加了 0.148 2%,而制度变迁的影响变得更小,只增加 0.091 4%。相反在短期人均资本对经济增长的影响变大,超过技术成为最大影响因素。当剔除  $\Delta \ln A_{t-2}$  后, $\Delta \ln k_{t-1}$  项变得显著,则人均资本每增加 1%,经济增长实际增加 1.117 7%。这说明短期内中国经济增长主要依靠资本等要素投入驱动,大量的要素投入推动了中国的高速增长。

#### (四) 脉冲响应函数

图 2 是基于向量误差修正模型模拟的  $\ln A$ 、 $\ln I$  对  $\ln y$  的脉冲响应函数曲线。本文设定追踪期为 10 期。

图 2(1) 反映了中国经济增长对技术进步的一个新息扰动的响应路径和响应状况。当出现一个正向的技术冲击时,人均产出出现明显的正增长,第二期仍在上升,但增速有所放缓,在第三期达到最大。第三期人均产出开始下降到第五期,之后基本维持较稳定的正影响,但影响较小。这说明技术进步对经济增长会产生明显的正向作用,但随着时间的推移,这种正向作用逐渐减小并趋于稳定。

图 2(2) 反映了中国经济增长受到制度冲击的响应路径和响应状况。给制度一个正向的冲击,人均产出会出现持续性提高,到第六期时达到最大,之后基本保持稳定。这说明制度变迁会对经济增长产生较大的正向影响,并且这种影响是持续性的。与图 2(1) 比较发现前三期技术冲击对人均产出的影响比较大,在第三期技术冲击的促进作用开始减退而制度冲击的影响仍在增加,从第四期开始制度冲击对人均产出的影响超过技术冲击。这说明制度变迁与技术进步都会促进经济增长,但相对制度冲击而言,技术冲击对经济增长的影响衰减较快。

比较脉冲响应函数结果和 VEC 模型结果,发现两者部分结果出现不一致。其一是从 VEC 模型结果来看,在长期技术进步是经济增长的第一推动因素,但从脉冲响应函数结果分析,随着时间的推移,技术冲击对经济增长的影响并没有制度冲击的影响大。出现这种情况的可能原因是虽然技术冲击的影响衰退较快,但从长期看技术进步的速度更快,在前一期技术进步作用退去前,新的技术进步已经出现。所以在长期技术是推动经济增长的最主要因素。其二是脉冲响应函数结果表明当其他因素不变时,制度变迁会对经济增长产生较强的正向持续作用,超过技术变迁对经济增长的影响。但当综合考虑技术、人均资本等因素时,制度变迁对经济增长的影响明显变小。这说明现实中可能存在抑制制度发挥作用的要素,导致制度变迁对经济增长的促进作用无法完全发挥出来。

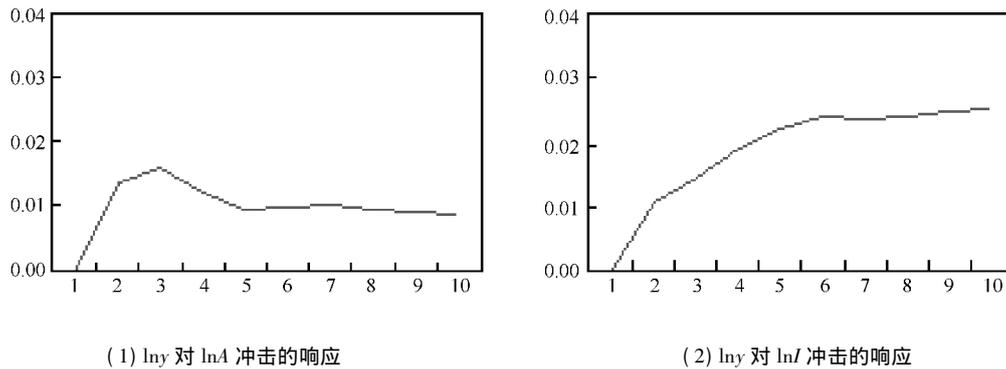


图 2 脉冲响应函数

#### 四、结论与启示

基于协整理论和向量误差修正模型,本文对 1986—2013 年中国制度变迁、技术进步与经济增长关系进行了实证分析,得出以下结论:

第一,制度变迁、技术进步、人均资本与经济增长存在长期稳定的均衡关系,三者都与经济增长正相关。在短期,资本等要素投入是中国经济增长的最主要原因。中国在推进经济转型过程中要以稳增长为前提,一方面依然要重视资本等要素投入对稳定经济增长的作用,避免短期内因要素投入不足而造成的经济波动,另一方面要加快对要素投入结构的改造升级,重调结构促改革,推进经济增长由“量”向“质”转变。

第二,技术冲击对经济增长的影响比制度冲击的影响衰退更快。由脉冲响应分析可知技术冲击对经济增长的影响先增加后减少,最后趋于平缓,呈倒 U 型变化。而制度冲击的影响则一直增加,之后趋于稳定,具有更强的持续性。虽然技术冲击的影响衰退相对较快,但当技术进步速度超过技术影响衰退速度时,技术进步的长期推动作用明显。长期而言,技术是推动中国经济持续增长的最主要因素。中国应紧紧把握“第三次工业革命”契机,进一步提高自主创新能力和技术吸收转化能力,不断增强技术进步对经济增长的推动作用。

第三,在长期,制度变迁对经济增长具有明显的促进作用,但这种促进作用并未完全发挥,仍能进一步增强。研究发现制度冲击对经济增长会产生较强的持续性影响,但在长期制度变迁的作用却不及技术进步。现实中可能存在抑制制度发挥作用的因素,致使制度变迁对经济增长的促进作用无法完全发挥。本文认为可能存在以下原因:制度系统内针对同一行为不同制度的作用方向不一致,存在“制度冲突”;政府对经济的过多干预,致使部分制度无法发挥应有作用。充分挖掘制度红利对于实现中国经济长期稳定增长具有重大意义。优化制度顶层设计,协调不同制度配置,推动“制度耦合”,为中国经济社会发展提供更契合的制度支撑;加快推进经济体制改革,有序推广负面清单管理模式,逐渐降低政府对经济的干预程度,是推进中国经济可持续发展的有效举措。

#### 参考文献:

- [1] 中国经济增长前沿课题组. 中国经济长期增长路径、效率与潜在增长水平[J]. 经济研究, 2012(11): 4-17, 75.
- [2] RODRIK D, SUBRAMANIAN A, TREBBI F. Institutions rule: the primacy of institutions over geography and integration in economic development[Z]. NBER Working Paper No. 9305, 2002.
- [3] ACEMOGLU D, JOHNSON S, ROBINSON J A. Reversal of fortune: geography and development in the making of the modern world income distribution [J]. Quarterly Journal of Economics, 2002, 117(4): 1231-1294.

- [4] ACEMOGLU D, JOHNSON S, ROBINSON J A. Institutions, human capital and development [Z]. NBERZ Working Paper No.9934, 2014.
- [5] 李富强, 董直庆, 王林辉. 制度主导、要素贡献和我国经济增长动力的分类检验 [J]. 经济研究, 2008(4): 53-65.
- [6] 林毅夫, 何代欣. 经济制度变迁对中国经济增长的影响——基于 VECM 的实证分析 [J]. 财经问题研究, 2012(9): 11-17.
- [7] 孙宁华, 曾磊. 间歇式制度创新与中国经济波动: 校准模型与动态分析 [J]. 管理世界, 2013(12): 22-31, 187.
- [8] ROMER P M. Increasing returns and long-run growth [J]. Journal of Political Economy, 1986, 94(5): 1002-1037.
- [9] LUCAS P E. On the mechanics of economic development [J]. Journal of Monetary Economics, 1988, 22(1): 3-42.
- [10] VANDENBUSSCHE J, AGHION P, MEGHIR C. Growth, distance to frontier and composition of human capital [J]. Journal of Economic Growth, 2006, 11(2): 97-127.
- [11] 刘伟, 张辉. 中国经济增长中的产业结构变迁和技术进步 [J]. 经济研究, 2008(11): 4-15.
- [12] 韩莹. 技术进步对我国经济增长贡献率的测定及实证分析 [J]. 经济问题探索, 2008(4): 11-16.
- [13] 毛伟, 蒋岳祥. 技术创新、产业结构与经济增长——一个两部门索洛增长模型 [J]. 社会科学战线, 2013(9): 53-60.
- [14] 段军山, 魏友兰, 马宇. 金融发展、技术进步与经济增长——基于面板 VAR 模型的动态检验 [J]. 经济经纬, 2013(3): 145-149.
- [15] 夏杰长, 徐斌. 人力资本与经济增长——基于非线性 STR 模型的实证研究 [J]. 首都经济贸易大学学报, 2014(2): 5-13.
- [16] NELSON R R. The co-evolution of technology, industrial structure, and supporting institutions [J]. Industrial and Corporate Change, 1994, 3(1): 47-63.
- [17] NELSON R R. Bringing institutions into evolutionary growth theory [J]. Journal of Evolutionary Economics, 2002, 12(1-2): 17-28.
- [18] 王忠民, 高树枝. 制度和技术的共同决定论 [J]. 人文杂志, 1997(3): 44-48.
- [19] 李志强, 姚逊, 温建芳. 低碳经济背景下技术创新和制度创新动态推进模型研究 [J]. 科学技术哲学研究, 2010(6): 88-92.
- [20] 范志宏. 中国经济发展中的技术创新与制度变革 [J]. 江西社会科学, 2011(11): 76-81.
- [21] 靳涛. 揭示“制度与增长关系之谜”的一个研究视角——基于中国经济转型与经济增长关系的实证研究(1978~2004) [J]. 经济学家, 2007(5): 18-26.

## The Effect of Institutional Changes and Technological Progress on China's Economic Growth

LI Zhiqiang, CHEN Zeshen

(Shanxi University, Taiyuan 030006)

**Abstract:** Based on the vector error correct model, this paper studied the dynamic relationship among institutional changes, technological progress and economic growth, as well as the effect of institution and technology on China's economic growth from 1986 to 2013. The empirical results indicate as follows: there is a stable equilibrium relationship among them in a long time; institutional changes have a positive effect on economic growth in a long time situation, and the effect can be enhanced further; compared with the institution shock, the effect of technology shock on economic growth declines faster.

**Keywords:** institutional changes; technological progress; economic growth; vector error correct model

责任编辑: 周 斌